EVALUACIÓN DE RIESGOS LABORALES

ISSN-e 3020-4240

Electofilia y cierre de alternativas electorales: fidelidad partidista declarada y evidencia con microdatos del CIS sobre voto alternativo y congruencia recuerdo × intención (España, 2023–2024)

José Javier Miranda Mayo

Doctor por la UNED; Doctorando en la Universidad Politécnica de Cartagena (UPCT), España

Correo: javiermirma@hotmail.com

ORCID: https://orcid.org/0000-0002-1407-3118

Resumen

Este artículo propone y documenta un indicador observable en encuesta para capturar un patrón de cierre explícito de alternativas bajo un escenario contrafactual: la electofilia o declaración de que no existe ningún partido alternativo aceptable cuando el partido preferido no pudiera ser votado (código 9993 en el ítem de voto alternativo del CIS, P12/P16R). El objetivo es (1) cuantificar su prevalencia en dos barómetros del CIS y (2) describir su relación con el recuerdo de voto y la intención de voto, así como sus correlatos sociodemográficos mediante modelos logísticos ponderados. El manuscrito se mantiene deliberadamente descriptivo y no infiere mecanismos psicológicos ni consecuencias normativas. Se reportan prevalencias ponderadas con intervalos de confianza aproximados, cruces recuerdo×intención y resultados de modelos, preservando los universos elegibles definidos por el cuestionario del CIS y explicitando limitaciones de validez y de inferencia asociadas al filtrado y al diseño muestral. Por ello, las asociaciones reportadas deben interpretarse como patrones descriptivos y no como estimaciones causales.

Palabras clave

fidelidad partidista; voto alternativo; cierre de alternativas; CIS; recuerdo de voto; intención de voto

Datos bibliográficos

Evaluación de Riesgos Laborales, vol. 9, núm. 47 (2026), pp. 1-28. ISSN-e 3020-4240.

Identificador del artículo: ERL-47 (idnot=47).

Publicado: 01/01/2026. Recibido: 08/11/2025. Revisado: 20/11/2025. Aceptado: 15/12/2025.

URL canónica: https://www.evaluacionderiesgoslaborales.com/noticia.php?idnot=47

Cita recomendada: Miranda Mayo, José Javier (2026). Electofilia y cierre de alternativas electorales: fidelidad partidista declarada y evidencia con microdatos del CIS sobre voto alternativo y congruencia recuerdo × intención (España, 2023–2024). Evaluación de Riesgos Laborales, vol. 9, núm. 47, pp. 1-19. URL: https://www.evaluacionderiesgoslaborales.com/noticia.php?idnot=47

Abstract

This article proposes and documents an observable survey-based indicator designed to capture a pattern of explicit closure of alternatives under a counterfactual scenario: the electofilia or the declaration that no acceptable alternative party exists if the preferred party could not be voted for (code 9993 in the CIS alternative vote item, P12/P16R). The objectives are (1) to quantify its prevalence in two CIS barometers and (2) to describe its relationship with vote recall and vote intention, as well as its sociodemographic correlates, using weighted logistic models. The manuscript is deliberately descriptive and does not infer psychological mechanisms or normative consequences. It reports weighted prevalences with approximate confidence intervals, recall×intention cross-tabulations, and model results, preserving the eligible universes defined by the CIS questionnaire and explicitly stating validity and inferential limitations associated with questionnaire filtering and the sampling design. Therefore, the reported associations should be interpreted as descriptive patterns and not as causal estimates.

Key words: party loyalty; alternative vote; closure of alternatives; CIS; vote recall; vote intention.

Introducción

Una cuestión recurrente en la investigación de opinión pública es cómo medir, con instrumentos de encuesta, la apertura del electorado a opciones de alternancia. Las medidas habituales de cercanía o identificación partidista informan sobre auto-adscripción y vínculo psicológico, pero no siempre permiten observar si, ante un escenario contrafactual razonable, el entrevistado considera alguna alternativa viable. En términos operativos, ello sugiere la utilidad de indicadores que capten explícitamente el cierre del menú de opciones dentro del propio cuestionario.

En el caso español, los barómetros del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) incorporan un ítem especialmente adecuado para construir un indicador observable. Cuando una persona declara intención de voto a un partido, se le plantea qué haría si ese partido no se presentara. La respuesta codificada como 9993 ("ningún otro") puede interpretarse, en sentido estrictamente descriptivo, como un rechazo explícito a considerar una alternativa incluso bajo un contrafactual que invita a buscarla.

Este artículo se concibe como un paper de medición/indicador en el campo de los estudios electorales. El aporte se centra en documentar la prevalencia del patrón 9993 en dos barómetros y en describir sus propiedades empíricas: (i) su distribución por intención de voto; (ii) su patrón de congruencia con recuerdo e intención de voto; y (iii) sus correlatos sociodemográficos mediante modelos ponderados. Este planteamiento es coherente con literatura sobre estabilidad del voto y el papel de las orientaciones partidistas en la conducta electoral [2,5], así como con aportaciones sobre razonamiento motivado y consistencia entre actitudes e identidad política [1,7].

Como agenda futura, este tipo de cierre explícito podría enmarcarse en conceptos más amplios (por ejemplo, disposiciones de lealtad partidista), pero este artículo se centra únicamente en su manifestación observable y replicable en el ítem P12/P16R del CIS.

En lo sucesivo, empleamos ‘cierre explícito de alternativas’ como denominación descriptiva principal, y reservamos ‘electofilia’ como etiqueta analítica abreviada para ese patrón. El término electofilia se construye por composición culta (electo- + -filia) para aludir a un apego persistente a una opción electoral. Aquí -filia se emplea en su sentido clásico de ‘afinidad o apego’ (por ejemplo, anglofilia), no en acepciones clínicas. La ventaja es conceptual: permite nombrar de forma unificada un patrón conductual verificable —la negativa explícita a contemplar alternativas— sin cargar el análisis con etiquetas normativas como ‘antidemocrático’. **Operacionalmente, denominamos electofilia al patrón en el que el entrevistado declara no contemplar un voto alternativo (‘no votaría a ningún otro partido’), medido mediante la categoría 9993 del ítem de voto alternativo (P12/P16R).**

Delimitación conceptual de *electofilia* (definición operativa y alcance)

En este trabajo, electofilia designa un tipo específico de vinculación partidista caracterizada no solo por la preferencia por un partido, sino por el cierre explícito del conjunto de alternativas electorales. En la tradición clásica, la identificación partidista se entiende como un vínculo psicológico relativamente estable que estructura percepciones y juicios políticos [2] y, en formulaciones posteriores, como una identidad social que guía la interpretación de la competencia política [7,5]. La electofilia se sitúa dentro de ese campo, pero delimita una modalidad más "exigente": aquella en la que el elector declara que, aun en un escenario contrafactual que obliga a pensar una alternativa, no contempla ninguna opción distinta.

La aportación conceptual de *electofilia* requiere delimitar con precisión qué captura el indicador y qué no captura. En términos de validez de constructo, un indicador no se justifica solo por su disponibilidad o su aparente "intuitividad", sino por el conjunto de evidencias que conectan (a) la definición teórica, (b) la operacionalización y (c) los patrones empíricos esperables frente a explicaciones alternativas. Cronbach y Meehl (1955) proponen precisamente que la validez de un constructo se sostiene en una red nomológica: el indicador debe comportarse de manera consistente con una teoría del rasgo y con predicciones contrastables, y no únicamente con una etiqueta semántica. [33] En este caso, el código 9993 puede interpretarse como "cierre de alternativas", pero también podría reflejar estrategias de respuesta ante un contrafactual (por ejemplo, rechazo a especular, fatiga cognitiva, o *satisficing*), especialmente cuando responder "bien" exige un esfuerzo mental adicional. Krosnick (1991) documenta que, cuando las preguntas incrementan la carga cognitiva, parte de los encuestados adopta atajos de respuesta que pueden distorsionar la lectura sustantiva de categorías como "ninguna alternativa". [34] Por ello, para evitar sobreinterpretación, este trabajo trata *electofilia* como un marcador de exclusividad declarada bajo un formato contrafactual específico, y no como evidencia directa de disposiciones normativas (por ejemplo, tolerancia a la erosión democrática) salvo que se triangule con medidas independientes. En consecuencia, la contribución teórica se formula como una propuesta de medición parsimoniosa de "exclusividad de preferencia" (y su variación temporal y territorial) y no como un diagnóstico completo sobre actitudes antipluralistas.

Condiciones necesarias. Para hablar de electofilia deben cumplirse al menos dos condiciones:

1. **Existencia de una preferencia partidista primaria** (un partido que el entrevistado reconoce como opción propia en términos de voto recordado o intención de voto). Esta condición es coherente con la idea de que las orientaciones partidistas organizan la conducta electoral [2,5].
2. **Rechazo explícito de una alternativa en un escenario contrafactual de elección**: ante la invitación a nombrar "otro" partido, el entrevistado **declara que no votaría a ninguno** (o que no contempla alternativa). Este componente expresa el *cierre de alternativas* como rasgo distintivo, en línea con enfoques que subrayan que el conflicto partidista puede vivirse más como pertenencia identitaria que como cálculo instrumental [1,7].

Condición suficiente (operativa). Dado el marco empírico del artículo, tratamos como evidencia suficiente de electofilia el patrón: (i) preferencia partidista primaria identificable + (ii) declaración de ausencia de alternativa cuando se fuerza el ejercicio contrafactual. Esta regla no pretende agotar el significado sociopsicológico del fenómeno, sino identificar su manifestación observable en encuesta [2,5].

Qué NO es electofilia.

- No es sinónimo de identificación partidista: un ciudadano puede identificarse con un partido y, aun así, reconocer un "segundo mejor" o una alternativa plausible; por tanto, la electofilia implica un umbral adicional de exclusividad que no está contenido necesariamente en la identificación [2,7].
- No equivale a ideología extrema: puede coexistir con posiciones ideológicas moderadas o variadas; el rasgo definitorio no es la distancia ideológica, sino el cierre del menú de opciones [10].
- No es indecisión, apatía o falta de información: la clave no es "no saber qué responder", sino expresar que no existe alternativa aceptable bajo un supuesto que invita a buscarla.
- No es (necesariamente) hostilidad afectiva hacia el out-group: puede estar asociada a dinámicas de polarización afectiva, pero el concepto se reserva aquí para el componente conductual-declarativo de "no alternancia imaginable" [8].

Por qué el indicador del CIS capta algo distinto (y más informativo) que simpatía/ID partidista

Los indicadores usuales de simpatía o identificación partidista informan sobre grado de cercanía o auto-adscripción, pero no obligan a revelar si el elector mantiene abierto un espacio de sustitución ("si no fuera X, podría ser Y"). En cambio, el ítem del CIS de voto alternativo introduce precisamente esa prueba contrafactual: pide al entrevistado que nombre una opción distinta si su primera opción no estuviera disponible. En términos analíticos, esto aporta información adicional porque aproxima el tamaño efectivo del conjunto de alternativas aceptables para el elector: quienes declaran "ninguna" están señalando que su preferencia no opera como una simple inclinación, sino como una opción no sustituible dentro de la competencia partidista [2,5]. Ese cierre puede interpretarse como una forma intensa de vínculo identitario [7] y es coherente con diagnósticos que destacan que los alineamientos partidistas pueden imponerse incluso cuando los ciudadanos evalúan retrospectivamente desempeño o resultados [1]. Además, dado que la polarización afectiva se define por el sesgo evaluativo a favor del in-group y contra el out-group [8], el rechazo de cualquier alternativa en un escenario que obliga a considerar "otro" puede funcionar como un indicador más exigente que la mera simpatía: no solo expresa cercanía al propio partido, sino ausencia declarada de sustitutos aceptables, lo que resulta especialmente informativo para estudiar congruencia recuerdo×intención y, potencialmente, límites a la alternancia.

Se subraya que, electofilia se mantiene como concepto emergente y potencialmente útil, pero este artículo se limita a documentar el desempeño del indicador y a delimitar las condiciones bajo las cuales puede emplearse con cautela.

Objetivos: (1) cuantificar la prevalencia de la fidelidad estricta (código 9993) en 3431 y 3441; (2) describir su distribución por intención y recuerdo de voto, prestando atención a la congruencia recuerdo×intención dentro de un universo partidista definido a priori; y (3) explorar correlatos sociodemográficos mediante modelos logísticos ponderados.

Este estudio no pretende inferir actitudes normativas profundas ni disposiciones antidemocráticas, sino documentar y evaluar descriptivamente un patrón observable de exclusividad declarada bajo un contrafactual electoral explícito, utilizando microdatos de encuesta ampliamente empleados en investigación comparada.

Métodología

Diseño y fuentes de datos. Se realizó un estudio cuantitativo observacional basado en microdatos secundarios. Se emplearon los ficheros de microdatos de los barómetros del CIS 3431 (diciembre de 2023; N=4.613) y 3441 (febrero de 2024; N=3.926). Ambos estudios se basan en muestras probabilísticas estratificadas y entrevistas asistidas por ordenador (CATI), y proporcionan un peso de elevación/ajuste (variable PESO) para reproducir distribuciones poblacionales.

Los barómetros del CIS se basan en muestras probabilísticas estratificadas y proporcionan un peso (PESO) para aproximar las distribuciones poblacionales. No obstante, en los microdatos de uso público no siempre se dispone (o no se explota en este trabajo) de toda la información de diseño necesaria para una inferencia plenamente "design-based" (por ejemplo, identificadores de conglomerados/PSU, estratos operativos y variables para estimación de varianzas por diseño o replicación). En encuestas complejas, ignorar la estructura de selección y la correlación intraclúster puede afectar la estimación de la incertidumbre; por ello, la inferencia debe formularse de forma explícita como aproximada y centrada en objetivos descriptivos [30].

En consecuencia, este artículo adopta un enfoque de inferencia prudente en dos niveles. Primero, las prevalencias ponderadas se acompañan de intervalos de confianza aproximados que utilizan el tamaño muestral efectivo derivado de los pesos para reflejar, al menos parcialmente, la pérdida de precisión asociada a la ponderación [29]. Segundo, para los modelos, los coeficientes se interpretan como estimaciones de pseudo-verosimilitud ponderada y se reportan errores estándar robustos como corrección parcial ante heterocedasticidad inducida por la ponderación, en línea con la discusión metodológica sobre el uso de pesos en modelos [31]. Este planteamiento evita presentar los resultados como si procedieran de un muestreo aleatorio simple y permite mantener una lectura coherente: los porcentajes y asociaciones reportadas

describen patrones poblacionales aproximados, pero la precisión de los intervalos y valores p debe entenderse como conservadora/indicativa y dependiente de supuestos sobre el diseño no modelados explícitamente [28].

Finalmente, es importante recordar que el CIS es una encuesta transversal y que el ítem de voto alternativo se aplica a un universo filtrado (solo a quienes expresan una intención de voto partidista). Por tanto, los resultados no deben leerse como evidencia causal ni como estimaciones generalizables al total de la población sin esa condición de elegibilidad; más bien, describen la magnitud y correlatos de la "fidelidad estricta" dentro de la submuestra a la que el propio diseño del cuestionario aplica la pregunta. Esta cautela es consistente con la idea de que los pesos corrigen (parcialmente) desajustes de representación, pero no sustituyen a un modelo de selección completo ni garantizan inferencia causal [32].

Variable principal. fidelidad estricta (P12/P16R) o electofilia. El CIS pregunta a quienes declaran intención de voto a un partido en próximas elecciones generales (P11R/P15R) qué harían si finalmente no votasen a ese partido y por qué otro votarían (voto alternativo). En microdatos, esta respuesta está recogida en INTENCIONGALTER (y su versión recodificada INTENCIONGALTERR). Se definió la variable dependiente Fidelidad como 1 cuando INTENCIONGALTER/INTENCIONGALTERR toma el código 9993 ("no votaría a ningún otro partido, cita el mismo"), y 0 en el resto de respuestas válidas a la pregunta. La elegibilidad para el análisis de fidelidad se definió como INTENCIONGALTERR≠0 (pregunta formulada).

Recuerdo e intención de voto. El recuerdo de voto en las elecciones generales del 23J se midió con RECUVOTOG (y recodificada RECUVOTOGR). La intención de voto actual se midió con INTENCIONG (y recodificada INTENCIONGR). Para análisis comparables entre estudios se trabajó con las variables recodificadas (sufijo R), que agrupan menciones de coaliciones y minoritarios según criterios del CIS.

Definición operativa de congruencia recuerdo×intención. Para evitar inferencias indirectas, se calcularon cruces exactos entre RECUVOTOGR (filas) e INTENCIONGR (columnas). A partir de esos cruces se definió una medida binaria de congruencia para un universo partidista preespecificado: PP, PSOE, VOX, Sumar y 'partidos territoriales' (agrupación de códigos territoriales presentes en las variables recodificadas). Se consideró congruente cuando recuerdo e intención coincidían en la misma categoría dentro de este universo. Los casos con recuerdo o intención fuera del universo (por ejemplo, blanco, nulo, no votaría, no sabe, otros) quedaron excluidos de la medida, y se reportó el tamaño final de la submuestra.

Los resultados deben leerse como prevalencias condicionadas al universo elegible: individuos que declaran intención de voto a partido y, por tanto, reciben y contestan el bloque P12/P16R. Esta condición es sustantivamente relevante porque la elegibilidad puede variar entre barómetros y territorios (por cambios en indecisión, abstención declarada o no respuesta), afectando la comparabilidad si se interpreta el indicador como "prevalencia poblacional" sin más. Para enmarcar el riesgo, es útil distinguir entre (a) estimar un parámetro en una subpoblación definida por una variable observada (la elegibilidad) y (b) generalizarlo a toda la población, lo cual puede introducir sesgo si la subpoblación difiere sistemáticamente de los no elegibles. En términos generales, Bethlehem (2010) discute cómo los mecanismos de selección pueden generar sesgos en estimaciones cuando la inclusión está asociada a variables relacionadas con el resultado, y por qué los ajustes basados únicamente en márgenes sociodemográficos no garantizan eliminar ese sesgo. [37] Aplicado aquí, el manuscrito propone dos salvaguardas: (1) reportar siempre, junto al indicador principal, el tamaño y porcentaje ponderado de elegibles (para contextualizar el denominador real de la estimación), y (2) incorporar un análisis de sensibilidad descriptivo: comparar perfiles básicos (edad/sexo/educación/ideología) entre elegibles y no elegibles con los mismos pesos, para discutir la dirección plausible del sesgo sin afirmar correcciones que no se hayan estimado. Esto refuerza la transparencia del universo analítico y evita extrapolaciones más allá de lo que permite el diseño observacional.

Covariables. Se incluyeron: edad (EDAD, años), sexo (SEXO; 1=hombre, 2=mujer), nivel educativo (ESTUDIOS; recodificado a baja [1–2], media [3–5] y alta [6]) y autoubicación ideológica (ESCIDEOL; escala 1–10, excluyendo no sabe/no contesta).

Procedimiento analítico. (1) Se estimó la proporción ponderada de fidelidad estricta y su IC95% aproximado usando el tamaño muestral efectivo de Kish ($n_{eff}=(\sum w)^2/\sum w^2$) sobre la submuestra elegible. (2) Se describió la distribución de respuestas de voto alternativo y la proporción de fidelidad por intención de voto. (3) Se calcularon cruces ponderados recuerdo×intención y porcentajes por fila; se reportaron también

recuentos no ponderados. (4) Se estimaron modelos logísticos ponderados (GLM binomial con pesos de frecuencia) para asociar fidelidad con covariables. Se reportaron odds ratios (OR), intervalos de confianza del 95% y errores estándar robustos (HC1).

La estimación de incertidumbre en encuestas con diseño complejo no depende únicamente de los pesos, sino también de la estratificación, el conglomerado y otros componentes del diseño que pueden afectar a la varianza de estimadores descriptivos y de modelos. Korn y Graubard (1995) muestran que ignorar el diseño muestral (clustering/estratos) puede llevar a errores estándar y pruebas de significación mal calibradas, especialmente cuando la estructura del muestreo induce correlación intraclúster. [35] En la misma línea, Binder (1983) formaliza resultados para varianzas de estimadores bajo diseños complejos y discute su aplicación a regresión (incluida la logística) en un marco de inferencia basado en el diseño. [36] Dado que en los microdatos utilizados no se dispone aquí de toda la información de diseño necesaria para un análisis *survey* completo, los intervalos y errores estándar reportados deben interpretarse como aproximaciones (principalmente sensibles al efecto de ponderación) y no como inferencia plenamente "design-based". En términos de buenas prácticas, el manuscrito adopta un lenguaje conservador (énfasis en magnitudes y patrones) y plantea un análisis de sensibilidad: (i) reportar sistemáticamente N no ponderado y N efectivo por ponderación donde sea relevante, (ii) evitar conclusiones apoyadas exclusivamente en p-values, y (iii) cuando el diseño completo esté disponible, replicar los resultados con estimadores de varianza adecuados al muestreo (por ejemplo, linealización o replicación), para comprobar la estabilidad de la inferencia.

Software y reproducibilidad. Los análisis se realizaron en Python (pandas, numpy y statsmodels). Todos los resultados del manuscrito (Tablas 1–6, Figura 1 y pruebas de robustez) se derivan exclusivamente de los microdatos públicos del CIS 3431 (diciembre 2023) y CIS 3441 (febrero 2024), aplicando el peso PESO como peso analítico. La definición de elegibilidad del bloque P12/P16R, la recodificación de variables (incluida la equivalencia entre INTENCIONGALTERR e INTENCIONGALTERRR) y la construcción del indicador 9993 se documentan en los Anexos A y B.

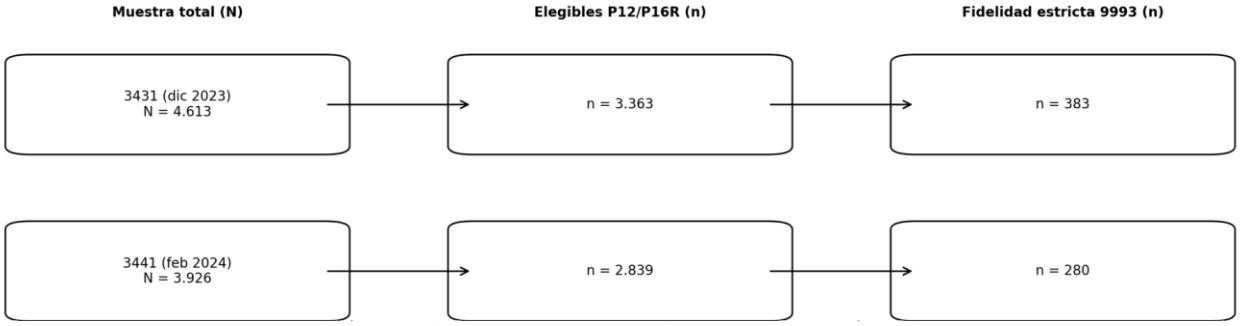
En línea con recomendaciones sobre transparencia y verificación independiente, la reproducibilidad aquí se entiende como la capacidad de que un tercero reconstruya exactamente (i) el universo elegible, (ii) los filtros por valores perdidos/NS/NC cuando corresponda, (iii) los denominadores de cada estimación y (iv) la especificación de modelos, sin introducir decisiones adicionales. Para facilitar esa reconstrucción, el manuscrito incluye (Anexo A) un diccionario de variables y reglas de recodificación y (Anexo B) un pseudocódigo paso a paso que describe la generación de todas las tablas, figuras y análisis de robustez.

Disponibilidad de datos y materiales. Los microdatos y la documentación del cuestionario están disponibles públicamente a través del CIS (estudios 3431 y 3441). El código de análisis (limpieza, recodificaciones, construcción de universos y generación de Tablas/Figuras), las versiones de Python y paquetes utilizadas para la ejecución reproducible, se pueden solicitar al autor como material suplementario para permitir la replicación exacta de los resultados a partir de los archivos públicos. Esto se hace en conformidad con Munafò et al. (2017) que sintetizan amenazas habituales a la reproducibilidad (flexibilidad analítica no documentada, insuficiente reporte, y ausencia de materiales) y recomiendan prácticas concretas de transparencia: compartir código, detallar decisiones analíticas y facilitar la verificación independiente. [38]

Resultados

La Figura 1 resume el flujo desde la muestra total hasta los universos analíticos. En ambos barómetros, el bloque P12/P16R (voto alternativo) se administra únicamente a entrevistados que declaran una intención de voto partidista; por tanto, todas las prevalencias de fidelidad estricta (9993) se interpretan condicionalmente al universo elegible.

Figura. Flujo desde la muestra total hasta los universos analíticos (P12/P16R)



Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

La Tabla 1 resume el tamaño muestral total y la submuestra elegible para la pregunta de voto alternativo. En el estudio 3431, 3.363 entrevistas fueron elegibles (72,66% ponderado); en el 3441, 2.839 (68,02% ponderado).

Tabla 1. Tamaños muestrales, elegibilidad y prevalencia de fidelidad estricta (código 9993).

Estudio	N total	Elegibles P12 n	% elegibles (pond.)	Fidelidad 9993 n	% fidelidad (pond.)	IC95%	n_eff (Kish)
3431 (dic 2023)	4613	3363	72.66	383	12.18	[10.72, 13.63]	1947.04
3441 (feb 2024)	3926	2839	68.02	280	10.02	[8.54, 11.49]	1582.8

Nota: porcentajes ponderados con PESO. IC95% aproximado usando n_eff de Kish sobre la submuestra elegible.
Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

La proporción ponderada de fidelidad estricta (código 9993) fue 12,18% en 3431 (n=383; IC95% [10,72; 13,63]; n_eff=1.947,04) y 10,02% en 3441 (n=280; IC95% [8,54; 11,49]; n_eff=1.582,80).

La distribución completa de respuestas a la pregunta de voto alternativo (P12/P16R) se presenta en la Tabla 2 para ambos estudios, con recuentos no ponderados y porcentajes ponderados.

Tabla 2. Distribución de respuestas al voto alternativo (P12/P16R) en la submuestra elegible.

Panel 3431 (dic 2023).

Respuesta P12/P16	n	% (pond.)
PP	235	8.69
PSOE	437	12.42
VOX	336	10.41
SUMAR	663	19.25
Partidos territoriales	188	5.19
PACMA	45	1.31
No votaría a ningún otro (mismo partido)	383	12.18
Otro partido	171	4.92
En blanco	290	7.34
Voto nulo	58	1.96
No votaría	304	8.69
No sabe todavía	217	6.26
N.C.	36	1.39

Panel 3441 (feb 2024).

Respuesta P12/P16	n	% (pond.)
PP	182	8.33
PSOE	366	12.23
VOX	278	9.98
SUMAR	535	17.17
Podemos	89	2.77
Partidos territoriales	160	4.76

Respuesta P12/P16	n	% (pond.)
PACMA	26	1.01
No votaría a ningún otro (mismo partido)	280	10.02
Otro partido	137	4.21
En blanco	237	6.90
Voto nulo	42	1.93
No votaría	260	9.91
No sabe todavía	199	8.85
N.C.	48	1.94

Nota: Tabla 2 basada en INTENCIONGALTERR; en esta recodificación, 8995 ('Otro partido') incluye partidos minoritarios agrupados por CIS. Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

La Tabla 3 muestra la fidelidad estricta dentro de cada electorado según intención de voto. En 3431, la fidelidad ponderada fue 16,47% en el electorado con intención PP (n=1.211) y 10,80% en PSOE (n=1.008). En 3441, fue 14,08% en PP (n=1.049) y 8,50% en PSOE (n=833), entre otras categorías.

Tabla 3. Fidelidad estricta (9993) por intención de voto (porcentajes ponderados) en la submuestra elegible.

Panel 3431 (dic 2023).

Intención de voto (P11/P15R)	n	% fidelidad (pond.)
Otro partido	94	16.63
PP	1211	16.47
PSOE	1008	10.80
VOX	256	9.37
SUMAR	531	8.20
Partidos territoriales	237	8.05
PACMA	26	3.95

Panel 3441 (feb 2024).

Intención de voto (P11/P15R)	n	% fidelidad (pond.)
Otro partido	68	15.73
PP	1049	14.08
VOX	197	10.05
PSOE	833	8.50
Partidos territoriales	203	5.40
SUMAR	372	4.87
Podemos	95	4.08
PACMA	22	3.99

Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

Para documentar la estabilidad declarada sin inferencias, la Tabla 4 presenta el cruce exacto entre recuerdo de voto 23J e intención de voto, reportando porcentajes por fila (ponderados) y el tamaño no ponderado de cada fila.

Tabla 4. Cruce exacto recuerdo de voto (23J) × intención de voto: porcentajes por fila (ponderados) y n no ponderado. Universe: PP, PSOE, VOX, Sumar y partidos territoriales.

Panel 3431 (dic 2023).

Recuerdo de voto 23J (C1aR)	n	PP	PSOE	VOX	SUMAR	Partidos territoriales	Otros/NS/NC
PP	1094	82.16	1.26	2.48	0.0	0.17	13.92
PSOE	1234	5.39	69.88	0.44	5.13	1.05	18.1
Partidos territoriales	270	3.38	7.09	0.29	1.9	69.2	18.15
SUMAR	592	2.28	9.26	0.13	72.38	0.54	15.41
VOX	298	16.07	0.0	69.93	0.0	0.0	14.0

Panel 3441 (feb 2024).

Recuerdo de voto 23J (C1aR)	n	PP	PSOE	VOX	SUMAR	Partidos territoriales	Otros/NS/NC
PP	944	83.22	0.23	2.62	0.0	0.0	13.93

Recuerdo de voto 23J (C1aR)	n	PP	PSOE	VOX	SUMAR	Partidos territoriales	Otros/NS/NC
PSOE	1008	5.23	71.21	0.26	3.7	0.95	18.66
Partidos territoriales	248	1.87	5.3	0.0	2.34	68.26	22.23
SUMAR	506	1.32	7.32	0.0	54.11	0.77	36.48
VOX	248	16.15	1.42	68.77	0.0	0.0	13.67

Nota: 'Otros/NS/NC' agrupa categorías fuera del universo (por ejemplo, blanco, nulo, no votaría, no sabe, otros partidos). Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

En la submuestra partidista definida a priori (PP, PSOE, VOX, Sumar y partidos territoriales) y restringida a casos con P12/P16R formulada, la congruencia ponderada recuerdo×intención fue 88,04% (n=2.921) en 3431 y 89,39% (n=2.411) en 3441 (Tabla 5).

Tabla 5. Congruencia recuerdo×intención en el universo partidista, por fidelidad estricta (ponderado).

Estudio	Grupo	n	Congruencia % (pond.)
3431	No fiel	2582	86.89
3431	Fiel	339	95.93
3431	Total	2921	88.04
3441	No fiel	2171	88.72
3441	Fiel	240	95.57
3441	Total	2411	89.39

Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

Al estratificar por fidelidad, la congruencia fue 95,93% entre fieles (n=339) y 86,89% entre no fieles (n=2.582) en 3431; y 95,57% (n=240) frente a 88,72% (n=2.171) en 3441 (Tabla 5).

Tabla 6. Modelos logísticos ponderados (GLM binomial) para fidelidad estricta: OR (IC95%) y p (errores robustos HC1).

Panel 3431 (dic 2023).

Término	OR (IC95%)	p
Intención: PP (ref. Otro partido)	1.04 [0.56, 1.92]	0.909
Intención: PSOE (ref. Otro partido)	0.50 [0.27, 0.94]	0.031
Intención: VOX (ref. Otro partido)	0.74 [0.36, 1.52]	0.407
Intención: Sumar (ref. Otro partido)	0.48 [0.24, 0.96]	0.037
Intención: Partidos territoriales (ref. Otro partido)	0.46 [0.21, 1.01]	0.053
Intención: PACMA (ref. Otro partido)	0.23 [0.03, 1.80]	0.161
Educación: baja (ref. alta)	1.42 [0.97, 2.06]	0.070
Educación: media (ref. alta)	1.22 [0.93, 1.60]	0.150
Mujer (ref. hombre)	1.01 [0.81, 1.25]	0.962
Edad (años)	1.02 [1.02, 1.03]	<0.001
Ideología (1=izq,10=der)	0.97 [0.91, 1.02]	0.229

Panel 3441 (feb 2024).

Término	OR (IC95%)	p
Intención: PP (ref. Otro partido)	0.83 [0.40, 1.71]	0.607
Intención: PSOE (ref. Otro partido)	0.40 [0.19, 0.83]	0.014
Intención: VOX (ref. Otro partido)	0.52 [0.22, 1.24]	0.142
Intención: Sumar (ref. Otro partido)	0.32 [0.14, 0.76]	0.010
Intención: Podemos (ref. Otro partido)	0.27 [0.07, 1.00]	0.050
Intención: Partidos territoriales (ref. Otro partido)	0.30 [0.11, 0.79]	0.014
Intención: PACMA (ref. Otro partido)	0.29 [0.03, 2.46]	0.256
Educación: baja (ref. alta)	0.64 [0.39, 1.04]	0.072
Educación: media (ref. alta)	0.96 [0.70, 1.31]	0.790
Mujer (ref. hombre)	0.99 [0.76, 1.29]	0.941
Edad (años)	1.03 [1.02, 1.04]	<0.001
Ideología (1=izq,10=der)	1.02 [0.95, 1.09]	0.650

Nota: referencia de intención = 'Otro partido'; educación referencia = alta. La ideología se codifica 1=izquierda, 10=derecha. Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

Por su parte, los modelos logísticos ponderados (Tabla 6) reportan asociaciones entre fidelidad y covariables, con y sin control por intención de voto. Se incluyen OR e IC95%.

Pruebas alternativas de robustez (universos, codificación y denominador)

Para evaluar si la asociación entre fidelidad estricta (P12/P16R=9993) y congruencia recuerdo×intención depende de decisiones de universo o recodificación, se estimaron tres variantes adicionales (todas restringidas a casos con P12/P16R formulada; INTENCIONGALTERR≠0).

(i) Universo ampliado (incluye "Otros/NS/NC" como categoría explícita). En lugar de excluir casos fuera del universo partidista, se recodificó recuerdo e intención en seis categorías: PP, PSOE, VOX, Sumar, Partidos territoriales y "Otros/NS/NC" (donde "Otros/NS/NC" agrupa 8995, 8996, 9977, 9997, 9998, 9999 y restantes). Bajo esta definición, la congruencia ponderada en 3431 fue 86,71% entre fieles (n=383) frente a 75,22% entre no fieles (n=2.980), y en 3441 fue 79,87% (n=280) frente a 75,70% (n=2.559). Es decir, el diferencial fiel–no fiel se mantiene pero se reduce, especialmente en 3441 (+11,49 pp en 3431; +4,16 pp en 3441), consistente con que parte de la "incongruencia" procede de transiciones hacia categorías no partidistas/indeterminadas cuando se incluye el universo completo.

(ii) Territoriales desagregados (coincidencia exacta por código, sin agregación). Para comprobar que la agregación de "partidos territoriales" no inflara coincidencias, se recalculó la congruencia exigiendo coincidencia exacta del código territorial (503, 901, 902, 1201, 1501, 1601, 1602) y restringiendo el universo a PP/PSOE/VOX/Sumar + esos códigos. Los resultados permanecen muy próximos a la especificación principal: en 3431 la congruencia fue 95,93% entre fieles (n=339) frente a 86,69% entre no fieles (n=2.582); en 3441, 95,57% (n=240) frente a 88,65% (n=2.171). El diferencial se mantiene (+9,23 pp en 3431; +6,93 pp en 3441), lo que sugiere que el patrón no depende de la agregación territorial.

(iii) Retención condicionada al recuerdo (denominador alternativo). Como prueba adicional, se definió un indicador de "retención" en el que el denominador incluye a todos los entrevistados con recuerdo dentro del universo partidista (PP/PSOE/VOX/Sumar/territoriales agregados), permitiendo que la intención pueda caer fuera del universo; en ese caso, cuenta como no retenido. Con esta definición, en 3431 la retención fue 94,08% entre fieles (n=345) frente a 85,78% entre no fieles (n=2.616), y en 3441 92,57% (n=245) frente a 84,72% (n=2.285), manteniéndose diferencias relevantes (+8,29 pp y +7,85 pp, respectivamente).

En conjunto, las tres variantes confirman que la mayor congruencia/estabilidad declarada asociada a la fidelidad estricta es robusta a (a) ampliar el universo incorporando "Otros/NS/NC", (b) exigir coincidencia territorial exacta y (c) cambiar el denominador hacia una métrica de retención condicionada al recuerdo.

Los resultados permiten hablar de electofilia como cierre explícito de alternativas: una fracción del electorado declara que no votaría a ningún otro partido aun bajo un supuesto contrafactual. Esta electofilia podría reducir ex ante la capacidad sancionadora del voto, al estrechar el conjunto de opciones 'imaginables' para el elector, pero este estudio no evalúa directamente sanción retrospectiva ni comportamiento efectivo de voto.

Discusión

La contribución principal del artículo es metodológica y empírica: mostrar que una categoría de respuesta habitualmente tratada como residual puede explotarse de forma transparente y replicable como indicador descriptivo, abriendo una agenda de caracterización y extensión futura.

Los resultados cuantifican un patrón de respuesta que puede funcionar como indicador de cierre de alternativas electorales dentro del universo de personas que declaran una preferencia partidista primaria. En concreto, el código 9993 en el ítem de voto alternativo identifica una forma exigente de lealtad declarada: incluso ante el contrafactual de ausencia del partido preferido, se afirma que no existe ninguna opción aceptable. Los resultados cuantifican una forma exigente de lealtad partidista declarada: la ausencia explícita

de un voto alternativo aun cuando se plantea un escenario en el que el partido preferido no puede ser votado. En dos barómetros consecutivos del CIS, esta fidelidad estricta se sitúa alrededor de una décima parte de la submuestra elegible (10–12%). Esta magnitud es sustantiva si se considera que el ítem solo se formula a quienes expresan una intención de voto a un partido y, por tanto, capta un núcleo de apoyo con predisposición a participar. Para integrar esta evidencia en un marco conceptual parsimonioso, proponemos el término electofilia como neologismo analítico que designa el apego electoral rígido y verificable que se manifiesta en la declaración explícita de "no votaría a ningún otro partido" (P12=9993). En esta acepción, *electofilia* no nombra un tipo de régimen, sino un patrón conductual microfundado: el cierre declarado de alternativas en el espacio electoral. Este enfoque permite tratar la fidelidad estricta no solo como una respuesta de encuesta, sino como un indicador de "cierre" susceptible de vincularse con teorías de accountability, identidad y polarización.

Como propiedad descriptiva, en términos de consistencia electoral, los cruces recuerdo×intención muestran diagonales elevadas en los principales electorados, lo que concuerda con la literatura sobre estabilidad del voto e identificación partidista. La aportación específica aquí es mostrar que la congruencia en el universo partidista predefinido aumenta de forma marcada entre quienes declaran fidelidad estricta: en ambos estudios la congruencia supera el 95% para este grupo. Este patrón es coherente con enfoques que enfatizan la fuerza de vínculos partidistas y afectivos como filtro de información, y con teorías de razonamiento motivado que predicen menor disposición a considerar alternativas cuando la identidad política está más cristalizada. En otras palabras, la *electofilia* captura un grado de estabilidad que no se reduce a la mera repetición del voto, sino que se expresa como inmovilidad declarada ante el contrafactual: incluso cuando se invita explícitamente a pensar una segunda opción, el individuo rechaza el ejercicio y reafirma su primera preferencia.

Desde una perspectiva de medición, el indicador aporta información distinta de la simpatía o identificación partidista. Mientras estas miden cercanía o auto-adscripción, el 9993 mide una respuesta conductual-declarativa en un escenario contrafactual: la ausencia de una segunda opción. Esta distinción es importante porque permite separar intensidad de vínculo (identificación) de cierre explícito del menú (no-alternative).

La lectura de la fidelidad declarada estricta (P12=9993) como "cierre de alternativas" debe situarse en el debate clásico sobre hasta qué punto las elecciones generan gobiernos responsivos. Desde una perspectiva realista, la capacidad sancionadora del voto puede ser más limitada de lo que asume la teoría democrática estándar, ya sea por restricciones de información, por sesgos cognitivos o por la fuerza de las identidades políticas. Achen y Bartels sostienen que los votantes con frecuencia no actúan como "evaluadores" consistentes del desempeño gubernamental, lo que debilita la idea de que la agregación de preferencias produzca necesariamente gobiernos sensibles a la ciudadanía [1]. En este marco, una respuesta como "no votaría a ningún otro partido" no solo reflejaría estabilidad: también puede expresar una relación política poco dependiente de resultados y, por tanto, compatible con una rendición de cuentas imperfecta. La noción de *electofilia* es útil aquí porque resume un mecanismo específico de esa limitación: si una parte del electorado declara que no contempla alternativas, la función sancionadora del voto podría quedar restringida en hipótesis antes de que opere cualquier evaluación retrospectiva.

Al mismo tiempo, la interpretación sustantiva de 9993 debe convivir con explicaciones alternativas plausibles. Parte de la respuesta podría reflejar carga cognitiva del contrafactual, rechazo a la premisa del ítem o estilos de respuesta (satisficing). Por ello, una implicación central de este trabajo es metodológica: el indicador es útil como señal empírica simple y replicable, no obstante, se aporta como apéndice una prueba de validez convergente y discriminante.

En términos de psicología política, la fidelidad estricta puede entenderse como una forma extrema de identificación partidista. El modelo de *The American Voter* conceptualiza la identificación como un "anclaje" afectivo relativamente estable que estructura percepciones y decisiones, facilitando atajos cognitivos en contextos de complejidad informativa [2]. La evidencia contemporánea refuerza esta intuición: la identificación partidista no es solo una preferencia instrumental, sino un vínculo con implicaciones para cómo se procesa la información y cómo se evalúa la realidad política [5]. En consecuencia, la estabilidad observada en la congruencia recuerdo×intención entre los fieles P12 puede ser coherente con un mecanismo de "consistencia identitaria" donde el cambio de partido se percibe como costoso o incluso impropio, más

allá del desempeño coyuntural. En este punto, *electofilia* funciona como puente conceptual: traduce esa identificación intensa en una conducta declarada de no-alternancia, es decir, en un cierre explícito de opciones que es observable en microdatos.

Este punto se intensifica cuando se considera la dimensión de identidad social. Las identidades partidistas pueden operar como identidades de grupo ("nosotros" vs. "ellos"), con consecuencias para la percepción selectiva y para la motivación de mantener coherencia grupal. Green, Palmquist y Schickler muestran cómo los partidos pueden funcionar como identidades sociales con componentes afectivos y normativos, lo que ayuda a explicar por qué las lealtades son resistentes al cambio incluso ante información disonante [7]. En paralelo, la investigación sobre polarización afectiva subraya que el conflicto partidista contemporáneo se organiza más por afecto (simpatía/antipatía) que por diferencias ideológicas estrictas, lo que refuerza la evitación de alternativas percibidas como "outgroup" [8]. Si la alternativa se vuelve emocionalmente inaceptable, el "segundo voto" deja de ser una preferencia latente y se transforma en una negación explícita de alternativas, exactamente el patrón que captura el código 9993. En este sentido, *electofilia* puede describirse como el punto en el que la identidad y el afecto dejan de operar solo como sesgos interpretativos y pasan a estructurar una regla práctica: "no hay otra opción votable".

Desde la teoría del voto retrospectivo, la rendición de cuentas funciona cuando los votantes comparan resultados y actualizan su apoyo. Fiorina formaliza el voto retrospectivo como un mecanismo en el que el elector premia o castiga según desempeño percibido [6]. Sin embargo, esta lógica requiere que exista una disposición mínima a cambiar, y que el votante disponga de información y motivación para evaluar. Cuando el procesamiento de información se apoya en atajos, heurísticos y sesgos motivados, la evaluación retrospectiva puede quedar subordinada a la identidad. La literatura sobre cómo deciden los votantes en campaña muestra que gran parte del electorado procesa información con estrategias de bajo coste, recurriendo a señales partidistas y esquemas previos en lugar de deliberación exhaustiva [9]. En este contexto, la fidelidad estricta puede interpretarse como el extremo de un continuo de "dependencia del atajo partidista": cuanto más fuerte es el atajo, menor es el espacio para que la evaluación del desempeño altere la decisión. Bajo esta lectura, la *electofilia* no niega que exista evaluación retrospectiva; sugiere que para un segmento del electorado el umbral de cambio es tan alto que el mecanismo retrospectivo opera con eficacia limitada.

Los hallazgos empíricos aquí presentados se sostienen en microdatos oficiales del CIS, lo que permite describir con precisión tanto la prevalencia de fidelidad estricta como su relación con congruencia entre recuerdo e intención. El uso combinado de los barómetros de diciembre de 2023 (3431) y febrero de 2024 (3441) aporta una verificación temporal mínima y evita depender de estimaciones de terceros, manteniendo trazabilidad en el origen de los datos [3,4]. No obstante, una lectura plenamente sociológica del fenómeno requiere conectar esta medida con el contexto político del periodo. En España, distintos autores han subrayado la creciente relevancia de emociones e identidades en la competencia política reciente, lo que ofrece un marco interpretativo especialmente pertinente para entender por qué una fracción del electorado declara explícitamente ausencia de alternativas [10]. En síntesis, la fidelidad P12 no es solo estabilidad descriptiva: es un indicador conductual compatible con teorías que enfatizan la fuerza de la identidad partidista y la centralidad del afecto en la decisión, y plantea un reto para la expectativa normativa de que el voto opere como instrumento robusto de rendición de cuentas [1,6]. La ventaja de introducir *electofilia* es que permite integrar en un solo concepto el componente de identidad, el cierre de alternativas y el impacto potencial sobre la accountability, sin equipararlo automáticamente a actitudes antidemocráticas.

En el marco comparado, la evidencia reciente sugiere que la polarización partidista "perniciosa" no es solo un síntoma de competencia intensa, sino un mecanismo que puede facilitar la autocratización al reconfigurar incentivos electorales, legitimidades y estrategias de oposición. McCoy y Somer conceptualizan la polarización perniciosa como una dinámica "nosotros vs. ellos" sostenida por emprendedores políticos, donde la confrontación se vuelve socialmente enraizada y erosiona normas e instituciones democráticas; además, subrayan que no depende mecánicamente de un clivaje social específico, sino de estrategias de polarización y respuestas (o ausencia de respuestas) de las élites y la oposición [12]. En la misma línea, Somer, McCoy y Luke conectan explícitamente este tipo de polarización con procesos de autocratización y

con los dilemas estratégicos de las fuerzas opositoras cuando el conflicto se estructura como antagonismo identitario [11]. Conceptualmente, la electofilia puede pensarse como uno de los correlatos micro que encajan en ese escenario: el cierre de alternativas no "produce" por sí mismo autocratización, pero podría asociarse a menores disposiciones a sancionar prácticas iliberales en contextos donde la competencia se vive como conflicto existencial; esta conexión debe entenderse como hipótesis para trabajos futuros, no como inferencia derivada de los resultados aquí presentados.

Este enfoque es especialmente relevante porque el indicador principal —la fidelidad estricta (P12=9993: "no votaría a ningún otro partido")— puede interpretarse como una microseñal de cierre de alternativas, coherente con escenarios donde el voto deja de operar como sanción y se convierte en una expresión de pertenencia. En el plano macro, esto es consistente con un argumento frecuente en la literatura: cuando los costos psicológicos de la alternancia son altos, podrían disminuir los incentivos electorales para sancionar tensiones sobre contrapesos; no obstante, el presente estudio no evalúa directamente costos electorales ni comportamiento de voto ante reformas institucionales. De hecho, Jacob muestra que los incumbentes anti-pluralistas socavan instituciones con mayor intensidad cuando la ciudadanía presenta bajo compromiso con la democracia, porque disminuye el riesgo de castigo electoral; lo prueba combinando datos de opinión pública, sistemas de partidos y episodios de declive democrático en 100 democracias (1990–2019) mediante modelos dinámicos TSCS [13]. Complementariamente, el estudio de Gidron, Margalit, Sheffer y Yakir identifica que el apoyo ciudadano a planes de debilitamiento de controles puede explicarse mejor por apego previo al líder que impulsa el backsliding y por animosidad hacia oponentes partidistas, más que por actitudes populistas, en un diseño panel antes/después de un anuncio de reforma judicial [15]. Esto encaja con la lógica de: cuanto más "caro" es psicológicamente cruzar líneas partidistas, menor es la capacidad sancionadora del electorado. En este punto, el neologismo propuesto permite formular una hipótesis interpretativa prudente: la *electofilia* puede ser un componente que, al limitar la alternancia concebible, contribuye a que ciertos electorados toleren (o no castiguen) estrategias de concentración de poder, especialmente si van acompañadas de narrativa de amenaza del out-group.

Finalmente, Gessler y Wunsch proponen que la relación puede ser bidireccional: el backsliding puede cristalizar un "divide democrático" y reordenar la polarización afectiva, unificando a la oposición en torno a la defensa de normas democráticas; lo exploran con datos de encuesta en Hungría bajo una trayectoria prolongada de remodelling institucional [14]. En conjunto, estos aportes se alinean con diagnósticos globales que documentan un deterioro democrático y cambios en la naturaleza de la autocratización contemporánea, donde la polarización aparece como un componente relevante del contexto de erosión [16]. Así, el análisis con microdatos CIS aporta una pieza "desde abajo": medir el cierre explícito de alternativas permite plantear cómo ciertas configuraciones de lealtad partidista podrían interactuar con dinámicas de autocratización descritas por la literatura comparada [11–16], sin que ello implique que este indicador mida tolerancia a la erosión democrática ni que identifique mecanismos causales. Desde esta perspectiva, *electofilia* ofrece una etiqueta para conectar la evidencia micro (cierre declarado) con procesos macro (costes electorales de la erosión), sin suponer causalidad directa.

La literatura experimental reciente ofrece evidencia directa de que, en determinados contextos, una parte del electorado está dispuesta a priorizar la lealtad partidista (o la ventaja para "los nuestros") por encima de normas democráticas. En un experimento de elección de candidatos, Graham y Svolik muestran que el "público como freno democrático" puede ser limitado: para muchos votantes, las violaciones de principios democráticos pesan menos cuando el candidato es ideológicamente cercano o copartidario, y esta disposición se relaciona con medidas de polarización y fortaleza partidista [17]. En una línea convergente, Carey y coautores emplean diseños de tipo conjoint para estudiar el intercambio entre partisanship, posiciones de política pública y compromiso con valores democráticos; encuentran que tanto ciudadanía como donantes penalizan transgresiones democráticas, pero el castigo puede coexistir con fuertes anclajes partidistas al elegir candidatos [21]. Frederiksen amplía este enfoque comparado (EE. UU., Reino Unido, Chequia, México y Corea del Sur) y halla que el comportamiento antidemocrático reduce apoyo, mientras que la competencia del candidato incrementa respaldo, sugiriendo que los votantes realizan compensaciones entre "calidad de gobierno" y respeto a normas [22]. El resultado sobre electofilia ofrece un complemento: en vez de observar trade-offs ante perfiles de candidatos, identifica un segmento que declara de entrada una

ausencia de alternativa, condición que podría hacer más probable que dichos trade-offs se resuelvan sistemáticamente a favor del propio bando, aunque este estudio no observa decisiones en escenarios experimentales ni mide directamente la disposición a aceptar violaciones democráticas.

Otros experimentos enfatizan el papel de la polarización afectiva y de la amenaza del "out-group". Kingzette y coautores argumentan y documentan que la polarización afectiva puede erosionar el apoyo a protecciones constitucionales mediante un mecanismo de cue-taking: los partidistas tienden a apoyar o rechazar ciertas garantías según quién controle el ejecutivo [19]. Simonovits, McCoy y Littvay muestran un patrón de "hipocresía democrática" y amenaza exogrupal: la tolerancia ciudadana a la erosión democrática depende del sesgo hacia el propio bando y del temor al adversario [20]. En perspectiva comparada, Gidengil, Stolle y Bergeron-Boutin analizan por qué los partidistas pueden tolerar el debilitamiento de controles al ejecutivo, y discuten mecanismos como la ventaja partidista, la agenda sustantiva y las señales de liderazgo [18]. En conjunto, estos hallazgos sugieren un marco interpretativo compatible con el indicador principal del estudio: la *electofilia* podría ser un marcador de la disposición a mantener alineamiento incluso cuando ese alineamiento entra en tensión con normas procedimentales, aunque el estudio no mide directamente la aceptación de violaciones democráticas.

Estos hallazgos ayudan a interpretar el aporte de esta investigación: el indicador CIS de fidelidad estricta (P12=9993, "no votaría a ningún otro partido") puede leerse como una disposición conductual a cerrar alternativas incluso en escenarios contrafactuales, lo que potencialmente reduce el castigo electoral ante transgresiones normativas. Al mismo tiempo, la evidencia no es uniforme: Frederiksen y Skaaning encuentran rechazo ciudadano a la tolerancia de declaraciones abiertamente antidemocráticas (por ejemplo, propuestas de restringir libertades), aunque con variación por contexto [23], y Dahlum, Langsæther y Wig muestran en Noruega que ciertas violaciones concretas reciben reacciones punitivas relativamente débiles, mientras que los rechazos más explícitos de la democracia se sancionan con fuerza; además, informan que la identificación partidista no siempre actúa como moderador central [24]. Esta heterogeneidad sugiere que la medida P12 es especialmente útil como "termómetro" de rigidez identitaria y de potencial debilitamiento de la rendición de cuentas, pero debe discutirse junto con el tipo de transgresión (sutil vs. explícita) y el contexto de polarización. En esta línea, *electofilia* puede entenderse como un riesgo potencial para la accountability, no como evidencia de actitudes antidemocráticas per se.

Conviene incorporar "piezas de control" para evitar una lectura simplista según la cual más partidismo implica automáticamente más tolerancia ciudadana a la erosión democrática. En primer lugar, Druckman, Green e Iyengar revisan la evidencia disponible y concluyen que existe escasa evidencia de un vínculo directo entre polarización afectiva y democratic backsliding en Estados Unidos, y que para explicar la erosión institucional hay que considerar un abanico más amplio de factores, especialmente a nivel de élites y de contextos políticos concretos [25]. En segundo lugar, Holliday y coautores muestran, con un diseño de encuestas repetidas y panel, que las actitudes antidemocráticas son poco comunes y sorprendentemente no partidistas: mayorías abrumadoras se oponen a violaciones de normas democráticas y la violencia partidista, incluso en un entorno de alta polarización afectiva [26]. Finalmente, en tercer lugar, Foa y Mounk argumentan que la "erosión" de normas puede expresarse de manera compleja en función de cómo distintos grupos entienden qué significa "defender la democracia", y analizan cómo el partidismo interactúa con percepciones normativas y con la evaluación de acciones políticas concretas [27]. Estas contribuciones son especialmente relevantes para delimitar el alcance del concepto de *electofilia*: que un individuo declare cierre de alternativas no implica necesariamente que apoye vulneraciones democráticas; más bien, indica un marco de decisión donde la alternancia es improbable, y donde la democracia puede operar como mecanismo de ratificación.

Estas tres contribuciones ayudan a matizar la interpretación del indicador principal (P12=9993) en microdatos del CIS: la fidelidad estricta puede reflejar un "cierre" de alternativas (potencialmente relevante para la rendición de cuentas), pero no debe equipararse sin más a apoyo ciudadano a vulneraciones democráticas. Precisamente por eso, la medida es más sólida si se presenta como un marcador de rigidez identitaria/anti-accountability y se discute, como sugieren estos trabajos, junto al tipo de transgresión, el papel de élites y la distinción entre polarización afectiva y actitudes explícitamente antidemocráticas [25–

27]. En suma, *electofilia* puede emplearse para nombrar el patrón empírico observado (cierre de alternativas), manteniendo separada —y por tanto evaluable en futuros trabajos— la cuestión de si ese patrón se traduce en tolerancia a la erosión democrática.

Conviene aclarar que cualquier conexión con debates sobre accountability, polarización o calidad democrática debe entenderse como implicación potencial, no como inferencia empírica directa derivada de los resultados aquí presentados.

En cuanto a inferencia, el indicador depende del universo elegible del cuestionario (solo se pregunta a quienes declaran intención a un partido concreto), lo que exige reportar denominadores claros y evitar generalizaciones fuera de ese marco. Además, dado que el CIS no siempre facilita toda la información necesaria para una inferencia plenamente design-based, la estrategia empleada (ponderación, n_eff e intervalos de confianza) debe leerse como descriptiva y prudente, especialmente al interpretar diferencias pequeñas.

En suma, el aporte principal es poner a disposición de la investigación en opinión pública un indicador transparente y replicable de cierre de alternativas electorales basado en un ítem ya presente en encuestas de alta visibilidad. La electofilia se mantiene como concepto emergente y potencialmente útil, pero este artículo se limita a documentar el desempeño del indicador y a delimitar las condiciones bajo las cuales puede emplearse con cautela.

Implicaciones. Conceptualizar la lealtad como "cierre de alternativas" es relevante para discutir la rendición de cuentas electoral: si una fracción del electorado afirma no contemplar otro partido bajo un contrafactual, la sanción retrospectiva puede estar limitada. Ahora bien, este estudio no evalúa directamente el juicio sobre el desempeño gubernamental ni el voto real, sino una disposición declarada en un cuestionario; por tanto, las implicaciones normativas deben formularse con cautela. La incorporación de *electofilia* como concepto analítico puede ayudar precisamente a esa cautela: permite describir el fenómeno con precisión (cierre de alternativas) sin convertirlo automáticamente en una imputación normativa sobre compromiso democrático.

Limitaciones. Primero, los datos son transversales y se limitan a dos barómetros; no permiten inferir causalidad ni estabilidad individual a lo largo del tiempo. Segundo, la fidelidad estricta es una medida estrecha: no captura, por ejemplo, fidelidad "suave" (tener alternativa pero poco probable) o fidelidad expresada en simpatía. Tercero, la pregunta de voto alternativo se realiza a una submuestra y puede estar sujeta a sesgos de deseabilidad o de interpretación. Cuarto, la agregación de 'partidos territoriales' responde a la estructura de las variables recododificadas y puede ocultar heterogeneidad interna. En términos del neologismo propuesto, esto implica que la *electofilia* aquí medida es solo su manifestación "dura" (negación explícita de alternativa) y no agota otros grados o expresiones de cierre de alternativas.

Reconocemos que este indicador puede capturar, además de cierre sustantivo de alternativas, otros mecanismos de respuesta (por ejemplo, rechazo del contrafactual o estrategias de satisficing); precisamente por ello, el análisis se mantiene deliberadamente descriptivo y se reporta con plena transparencia sobre universos y denominadores.

Futuras líneas. Sería valioso replicar el análisis con series temporales más largas, incorporar medidas de evaluación retrospectiva y confianza institucional, y contrastar la fidelidad estricta con indicadores de polarización afectiva o identificación partidista. El uso de paneles o diseños cuasi-experimentales permitiría explorar mecanismos (por ejemplo, exposición a información negativa, identidad política) y evaluar hasta qué punto la ausencia de alternativa declarada se traduce en resistencia a la sanción electoral. En esa agenda, *electofilia* puede operar como variable puente: un constructo empírico que conecta identificaciones y emociones con resultados conductuales (cierre de alternativas) y, potencialmente, con el espacio de tolerancia hacia transgresiones normativas en contextos de polarización.

Conclusiones

En suma, el artículo ofrece una primera explotación sistemática de un indicador hasta ahora infrautilizado, con datos de uso estándar en la literatura, y establece las bases para trabajos posteriores de caracterización y comparación temporal.

El código 9993 del ítem de voto alternativo del CIS permite construir un indicador observacional de cierre de alternativas electorales, *electofilia,* dentro de un universo partidista elegible. Con microdatos de dos barómetros, el artículo reporta su prevalencia, su patrón de congruencia con recuerdo e intención de voto y sus correlatos sociodemográficos, preservando los resultados del manuscrito base.

Este estudio utiliza microdatos reales del CIS para medir una forma estricta de *electofilia* o fidelidad partidista declarada basada en el voto alternativo (código 9993). En dos barómetros consecutivos, aproximadamente entre el 10% y el 12% de las personas a quienes se formula la pregunta declara no contemplar ningún otro partido. Los cruces exactos recuerdo×intención muestran una congruencia elevada entre voto pasado e intención presente en electorados partidistas y, de forma consistente, esta congruencia se intensifica entre quienes declaran fidelidad estricta, superando el 95% en ambos estudios.

En sintonía con la discusión, proponemos el término electofilia como concepto analítico conductual para describir el cierre explícito de alternativas electorales: no como tipología de régimen, sino como un patrón microfundado y verificable que podría estar asociado a una limitación de la función sancionadora del voto en la medida en que estrecha el conjunto de alternativas contempladas, sin suprimir la celebración periódica de elecciones. En esta acepción, la electofilia resume la traducción conductual de vínculos identitarios y afectivos hacia el propio partido en una regla práctica de no-alternancia, compatible con enfoques realistas sobre los límites de la responsividad electoral.

Más allá de la estabilidad descriptiva, la medición directa del "cierre de alternativas" aporta una pieza cuantitativa para debates sobre rendición de cuentas, polarización y posibles trayectorias de erosión institucional: cuando un segmento del electorado declara no contemplar alternativas incluso bajo un supuesto contrafactual, el castigo electoral ante evaluaciones negativas o transgresiones normativas podría volverse menos probable como implicación teórica, si esa disposición se tradujera en rigidez de elección. No obstante, y tal como subraya la literatura de control discutida, esta evidencia no permite equiparar automáticamente electofilia con actitudes antidemocráticas; se trata de una disposición declarada sobre alternativas de voto, no de un respaldo explícito a vulneraciones de normas democráticas.

Como agenda, se recomienda validar el indicador frente a medidas de identificación/simpatía, estilos de respuesta y otras dimensiones actitudinales, y estudiar su estabilidad temporal antes de emplearlo como proxy de constructos más amplios como la electofilia.

Por último, las conclusiones deben leerse a la luz de limitaciones claras: el análisis es transversal y se basa en dos olas; la pregunta de voto alternativo se aplica a un universo filtrado; y el indicador captura solo la manifestación "dura" del fenómeno. Futuras investigaciones deberían ampliar la serie temporal, incorporar medidas de evaluación retrospectiva, identificación partidista y polarización afectiva, y —cuando sea posible— emplear paneles para observar cambios intraindividuales. En esa agenda, la electofilia puede funcionar como variable puente: un constructo empírico que conecta estabilidad identitaria con el cierre de alternativas y con la discusión sobre hasta qué punto las elecciones pueden operar como mecanismo efectivo de rendición de cuentas.

REFERENCIAS

1. Achen, C. H., & Bartels, L. M. (2016). Democracy for realists: Why elections do not produce responsive government. Princeton University Press. https://doi.org/10.1515/9781400882731
2. Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. E. (1960). The American voter. University of Chicago Press. https://press.uchicago.edu/ucp/books/book/chicago/A/bo24047989.html

3. Centro de Investigaciones Sociológicas. (2023). Barómetro de diciembre 2023 (Estudio 3431): Fichero de microdatos y distribuciones marginales. CIS. https://www.cis.es/es/estudios/barometro-de-diciembre-2023
4. Centro de Investigaciones Sociológicas. (2024). Barómetro de febrero 2024 (Estudio 3441): Fichero de microdatos y distribuciones marginales. CIS. https://www.cis.es/es/estudios/barometro-de-febrero-2024
5. Dalton, R. J. (2016). Party identification and its implications. In Oxford Research Encyclopedia of Politics. Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190228637.013.72
6. Fiorina, M. P. (1981). Retrospective voting in American national elections. Yale University Press. https://books.google.com/books/about/Retrospective_Voting_in_American_Nationa.html?id=_aejQgAACAAJ
7. Green, D. P., Palmquist, B., & Schickler, E. (2002). Partisan hearts and minds: Political parties and the social identities of voters. Yale University Press. https://yalebooks.yale.edu/book/9780300101560/partisan-hearts-and-minds/
8. Iyengar, S., Sood, G., & Lelkes, Y. (2012). Affect, not ideology: A social identity perspective on polarization. Public Opinion Quarterly, 76(3), 405–431. https://doi.org/10.1093/poq/nfs038
9. Lau, R. R., & Redlawsk, D. P. (2006). How voters decide: Information processing in election campaigns. Cambridge University Press. https://www.cambridge.org/core/books/how-voters-decide/01F19EBF1ACC8D80413DCE2A2B8CB0EF
10. Torcal, M., & Magalhães, P. C. (2022). Ideological extremism, perceived party system polarization, and support for democracy. European Political Science Review, 14(2), 188–205. https://doi.org/10.1017/S1755773922000066
11. Somer, M., McCoy, J. L., & Luke, R. E. (2021). Pernicious polarization, autocratization and opposition strategies. Democratization, 28(5), 929–948. https://doi.org/10.1080/13510347.2020.1865316
12. McCoy, J., & Somer, M. (2019). Toward a theory of pernicious polarization and how it harms democracies: Comparative evidence and possible remedies. The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science, 681(1), 234–271. https://doi.org/10.1177/0002716218818782
13. Jacob, M. S. (2025). Citizen support for democracy, anti-pluralist parties in power and democratic backsliding. European Journal of Political Research, 64(1), 348–373. https://doi.org/10.1111/1475-6765.12703
14. Gessler, T., & Wunsch, N. (2025). A new regime divide? Democratic backsliding, attitudes towards democracy and affective polarization. European Journal of Political Research, 64(4), 1593–1617. https://doi.org/10.1111/1475-6765.12751
15. Gidron, N., Margalit, Y., Sheffer, L., & Yakir, I. (2025). Why masses support democratic backsliding. American Journal of Political Science. https://doi.org/10.1111/ajps.12958
16. Boese, V. A., Lundstedt, M., Morrison, K., Sato, Y., & Lindberg, S. I. (2022). State of the world 2021: Autocratization changing its nature? Democratization, 29(6), 983–1013. https://doi.org/10.1080/13510347.2022.2069751
17. Graham, M. H., & Svolik, M. W. (2020). Democracy in America? Partisanship, polarization, and the robustness of support for democracy in the United States. American Political Science Review, 114(2), 392–409. https://doi.org/10.1017/S0003055420000052
18. Gidengil, E., Stolle, D., & Bergeron-Boutin, O. (2022). The partisan nature of support for democratic backsliding: A comparative perspective. European Journal of Political Research, 61(4), 901–929. https://doi.org/10.1111/1475-6765.12502
19. Kingzette, J., Druckman, J. N., Klar, S., Krupnikov, Y., Levendusky, M., & Ryan, J. B. (2021). How affective polarization undermines support for democratic norms. Public Opinion Quarterly, 85(2), 663–677. https://doi.org/10.1093/poq/nfab029
20. Simonovits, G., McCoy, J., & Littvay, L. (2022). Democratic hypocrisy and out-group threat: Explaining citizen support for democratic erosion. The Journal of Politics, 84(3), 1806–1811. https://doi.org/10.1086/719009

21. Carey, J., Clayton, K., Helmke, G., Nyhan, B., Sanders, M., & Stokes, S. (2022). Who will defend democracy? Evaluating tradeoffs in candidate support among partisan donors and voters. Journal of Elections, Public Opinion and Parties, 32(1), 230–245. https://doi.org/10.1080/17457289.2020.1790577
22. Frederiksen, K. V. S. (2022). Does competence make citizens tolerate undemocratic behavior? American Political Science Review, 116(3), 1147–1153. https://doi.org/10.1017/S0003055422000119
23. Frederiksen, K. V. S., & Skaaning, S.-E. (2023). Do citizens tolerate antidemocratic statements? Electoral Studies, 84, 102652. https://doi.org/10.1016/j.electstud.2023.102652
24. Dahlum, S., Langsæther, P. E., & Wig, T. (2025). New evidence on citizens' reactions to democratic norm violations in an advanced democracy. Electoral Studies, 97, 102971. https://doi.org/10.1016/j.electstud.2025.102971
25. Druckman, J. N., Green, D. P., & Iyengar, S. (2023). Does affective polarization contribute to democratic backsliding in America? The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science, 708(1), 137–163. https://doi.org/10.1177/00027162241228952
26. Holliday, D. E., Iyengar, S., Lelkes, Y., Levendusky, M., Malhotra, N., & Westwood, S. J. (2024). Uncommon and nonpartisan: Antidemocratic attitudes in the American public. Proceedings of the National Academy of Sciences, 121(13), e2313013121. https://doi.org/10.1073/pnas.2313013121
27. Foa, R. S., & Mounk, Y. (2025). Democratic norm erosion and partisanship in the United States. Democratization. https://doi.org/10.1080/13510347.2025.2470764
28. Gelman, A. (2007). Struggles with survey weighting and regression modeling. Statistical Science, 22(2), 153–164. DOI: https://doi.org/10.1214/088342306000000691
29. Kish, L. (1965). Survey sampling. Wiley. https://psycnet.apa.org/record/1965-35018-000
30. Lumley, T. (2004). Analysis of complex survey samples. Journal of Statistical Software, 9(1), 1–19. DOI: https://econpapers.repec.org/article/jssjstsof/v_3a009_3ai08.htm
31. Pfeffermann, D. (1993). The role of sampling weights when modeling survey data. Statistical Science, 8(4), 317–337. https://www.stat.cmu.edu/~brian/905-2008/papers/Pfeffermann-ISR-1993.pdf
32. Solon, G., Haider, S. J., & Wooldridge, J. M. (2015). What are we weighting for? Journal of Human Resources, 50(2), 301–316. DOI: https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.301
33. Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. Psychological Bulletin, 52(4), 281–302. https://doi.org/10.1037/h0040957
34. Krosnick, J. A. (1991). Response strategies for coping with the cognitive demands of attitude measures in surveys. Applied Cognitive Psychology, 5(3), 213–236. https://doi.org/10.1002/acp.2350050305
35. Korn, E. L., & Graubard, B. I. (1995). Analysis of large health surveys: Accounting for the sampling design. Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society), 158(2), 263–295. https://doi.org/10.2307/2983292
36. Binder, D. A. (1983). On the variances of asymptotically normal estimators from complex surveys. International Statistical Review, 51(3), 279–292. https://doi.org/10.2307/1402588
37. Bethlehem, J. (2010). Selection bias in web surveys. International Statistical Review, 78(2), 161–188. https://doi.org/10.1111/j.1751-5823.2010.00112.x
38. Munafò, M. R., Nosek, B. A., Bishop, D. V. M., Button, K. S., Chambers, C. D., Percie du Sert, N., Simonsohn, U., Wagenmakers, E.-J., Ware, J. J., & Ioannidis, J. P. A. (2017). A manifesto for reproducible science. Nature Human Behaviour, 1(1), 0021. https://doi.org/10.1038/s41562-016-0021

Anexo A. Diccionario de variables y recodificaciones

Este anexo documenta las variables del CIS utilizadas y las decisiones de recodificación reportadas en el manuscrito. Las etiquetas se presentan tal como aparecen en microdatos (cuando aplica) y se describen los criterios de exclusión.

Constructo / uso	Variable(s) CIS	Recodificación / criterio	Notas (universo/ausencias)
Peso de elevación/ajuste	PESO	Usado como peso analítico en porcentajes y GLM binomial ponderado.	Microdatos públicos del CIS.
Elegibilidad voto alternativo	INTENCIONGALTERR (y recod.)	Elegible si INTENCIONGALTERR ≠ 0 (pregunta formulada).	Bloque P12/P16R solo para quienes declaran intención de voto partidista.
Indicador principal	INTENCIONGALTERR / INTENCIONGALTERRR	Fidelidad estricta=1 si código 9993 ('no votaría a ningún otro / mismo partido'); 0 en el resto de respuestas válidas.	Se excluyen no elegibles y, cuando corresponda, NS/NC según tabla.
Intención de voto	INTENCIONG / INTENCIONGR	Se utilizan versiones recodificadas (sufijo R) para comparabilidad entre estudios.	Agrupa coaliciones/partidos minoritarios según CIS.
Recuerdo de voto 23J	RECUVOTOG / RECUVOTOGR	Se utilizan versiones recodificadas (sufijo R) para comparabilidad entre estudios.	Puede incluir categorías fuera del universo partidista preespecificado.
Congruencia recuerdo×intención	RECUVOTOGR × INTENCIONGR	Congruente si recuerdo e intención coinciden en la misma categoría dentro del universo preespecificado (PP, PSOE, VOX, Sumar y territoriales agregados).	Casos fuera del universo (blanco, nulo, no votaría, NS/NC, otros) se excluyen de la medida principal; ver pruebas de robustez.
Edad	EDAD	Años (continua).	
Sexo	SEXO	1=hombre; 2=mujer.	
Educación	ESTUDIOS	Recodificada a baja [1–2], media [3–5], alta [6].	
Ideología	ESCIDEOL	Escala 1–10; se excluye no sabe/no contesta.	

Nota: las pruebas de robustez modifican el universo de la congruencia (p. ej., incorporando 'Otros/NS/NC' como categoría explícita) o el denominador (p. ej., retención condicionada al recuerdo) sin alterar la definición del indicador 9993.

Anexo B. Pseudocódigo reproducible

El siguiente esquema permite reconstruir los resultados sin introducir datos nuevos. Los nombres de variables corresponden a los microdatos del CIS.

1. Cargar microdatos 3431 y 3441 y seleccionar variables: PESO, INTENCIONGALTERR/INTENCIONGALTERRR, INTENCIONG/INTENCIONGR, RECUVOTOG/RECUVOTOGR, EDAD, SEXO, ESTUDIOS, ESCIDEOL.
2. Definir elegibilidad: elig = (INTENCIONGALTERR != 0). Restringir análisis principales a elig==True.
3. Definir fidelidad estricta: fidelidad = 1 si INTENCIONGALTERR en {9993} (o INTENCIONGALTERRR==9993); 0 si respuesta válida distinta de 9993.
4. Estimar prevalencia ponderada: p = sum(PESO*fidelidad)/sum(PESO) en la submuestra elig. Calcular n_eff de Kish: (sum w)^2 / sum(w^2). IC95% aproximado: p ± 1.96*sqrt(p*(1-p)/n_eff).
5. Tablas de distribución del voto alternativo: frecuencias no ponderadas y porcentajes ponderados de INTENCIONGALTERRR en elig.
6. Congruencia recuerdo×intención (universo preespecificado): recodificar RECUVOTOGR e INTENCIONGR a categorías PP/PSOE/VOX/Sumar/territoriales; mantener solo casos donde ambos caen dentro del universo; congruente=1 si categoría coincide; 0 en caso contrario.
7. Cruces: calcular tabla ponderada de RECUVOTOGR (filas) × INTENCIONGR (columnas) en elig; reportar porcentajes por fila (ponderados) y n no ponderado por fila.
8. Modelos: estimar GLM binomial ponderado (fidelidad ~ EDAD + SEXO + educación + ideología [+ dummies de intención]) con PESO como weights; reportar OR, IC95% y errores robustos HC1.
9. Robustez: repetir paso 6 con (i) universo ampliado incluyendo 'Otros/NS/NC' como categoría explícita, (ii) territoriales desagregados por código, (iii) retención condicionada al recuerdo (denominador alternativo) tal como se describe en el texto.

Disponibilidad: los microdatos y documentación del cuestionario son provistos por el CIS. El código utilizado para estas transformaciones puede compartirse como material suplementario o repositorio, de forma que un tercero pueda reconstruir los resultados a partir de los archivos públicos.

Apéndice. Validez convergente y discriminante

Operacionalización y universo analítico

Definimos electofilia como una respuesta 9993 ("No votaría a ningún otro partido / cita el mismo partido") en la pregunta de "voto alternativo" (Barómetro dic-2023: P.12 INTENCIONGALTER; Barómetro feb-2024: P.16 INTENCIONGALTER).

El universo analítico son las personas con registro válido en INTENCIONGALTER (i.e., aquellas a quienes se les administra la pregunta según los filtros del cuestionario). Se aplican los pesos PESO.

Criterios de codificación (anclados al cuestionario):

- **INTENCIONGALTER**==9993 → electofilia = 1.
- **Cercanía partidista**: CERCANIA distinto de {9997 Ninguno, 9998 NS, 9999 NC}.
- **Simpatía**: SIMPATIA distinto de {9997 Ninguno, 9998 NS, 9999 NC}.
- **Probabilidad de votar**: PROBVOTO (0–10), con 98/99 como faltantes.
- **Conocimiento político**: suma de líderes "conoce" en LIDERESCONOCE_1..4 (0–4).
- **Congruencia recuerdo–intención**: indicador 1 si RECUVOTOG == INTENCIONG tras excluir códigos especiales (p. ej., 8995 "otro", 8996 blanco, 9977 nulo, 9997 no votaría, 9998 NS, 9999 NC).
- **Proxy de satisficing/estilo de respuesta** (discriminante): tasa individual de NS/NC en un conjunto de ítems comunes en ambos barómetros (P1, P2, P3, ECOPER, ECOESP, PROBVOTO, ESCIDEOL), tratando como NS/NC los códigos {8, 9, 98, 99} según corresponda.

Evidencia convergente

La validez convergente requiere que el indicador se asocie con variables que, teóricamente, deberían covariar con un "cierre de alternativas" o exclusividad declarada: cercanía/simpatía, mayor probabilidad de votar y mayor consistencia entre recuerdo e intención.

Tabla 1. Descriptivos ponderados por electofilia (pooled 3431+3441; universo elegible INTENCIONGALTER)

Variable	No 9993	9993
Cercanía a un partido (proporción)	0.804	0.940
Simpatía por un partido (proporción)	0.809	1.000
Probabilidad de ir a votar (0–10)	8.295	9.401
Líderes conocidos (0–4)	3.872	3.868
Congruencia recuerdo–intención (proporción)	0.770	0.871
Tasa NS/NC en ítems comunes (proporción)	0.040	0.037

Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

Interpretación: quienes responden 9993 muestran (i) más cercanía y (ii) más simpatía partidista, (iii) mayor probabilidad declarada de votar, y (iv) mayor congruencia recuerdo–intención. Este patrón es consistente con validez convergente del indicador como forma de "exclusividad declarada" en el contrafactual.

En modelos logísticos ponderados, la electofilia aumenta de forma clara con tener un partido cercano y con la probabilidad de votar (Modelo 1; Tabla 2). Además, cuando se incluye explícitamente la congruencia recuerdo–intención (Modelo 3), ésta mantiene una asociación positiva y estadísticamente precisa.

Evidencia discriminante

La validez discriminante requiere que el indicador no sea explicable principalmente por baja calidad de respuesta (p. ej., NS/NC generalizados) o por falta de conocimiento político.

Operacionalizamos dos pruebas:

1. **Conocimiento de líderes** (0–4): si 9993 fuese mayormente confusión/desinterés, debería asociarse a menor conocimiento.
2. **Tasa NS/NC** en ítems comunes: si 9993 reflejara sobre todo satisficing, debería covariar con más NS/NC.

En la Tabla 1, el conocimiento de líderes es prácticamente idéntico entre grupos, y la tasa NS/NC es muy similar. En el Modelo 2 (Tabla 2), la electofilia no se asocia con menor conocimiento de líderes y, de hecho, la tasa NS/NC aparece negativamente asociada (OR<1), lo cual va en dirección contraria a la hipótesis "9993 = pereza de respuesta". En el modelo combinado (Modelo 3), los proxies de estilo de respuesta no explican por sí solos la electofilia una vez introducida la congruencia.

Modelos de validez: convergente y discriminante (logit ponderado; errores robustos HC1)

Tabla 2. Odds ratios (IC95%) de electofilia (9993=1)

- **Modelo 1 (convergente):** cercanía + probabilidad de votar + controles
- **Modelo 2 (discriminante):** conocimiento líderes + tasa NS/NC + controles
- **Modelo 3 (combinado):** integra convergente + discriminante + congruencia

Predictor	Modelo 1 (convergente)	p	Modelo 2 (discriminante)	p	Modelo 3 (combinado)	p
Cercanía (1=tiene partido cercano)	2.996 [2.138, 4.200]	1.91e-10			0.952 [0.646, 1.402]	0.803
Probabilidad de votar (0–10)	1.131 [1.086, 1.178]	3.55e-09			0.971 [0.922, 1.022]	0.253
Congruencia recuerdo–intención (1=igual)					1.871 [1.456, 2.404]	9.57e-07
Conocimiento líderes (0–4)			1.013 [0.870, 1.180]	0.867	0.889 [0.734, 1.076]	0.227
Tasa NS/NC (ítems comunes)			0.318 [0.117, 0.862]	0.0244	2.260 [0.694, 7.355]	0.176
Edad (años)	1.024 [1.019, 1.028]	7.07e-23	1.023 [1.019, 1.028]	4.47e-22	1.025 [1.020, 1.030]	7.76e-22
Mujer (ref=hombre)	0.961 [0.818, 1.129]	0.631	0.932 [0.794, 1.093]	0.386	1.069 [0.903, 1.265]	0.44
Estudio 3441 (ref=3431)	0.760 [0.645, 0.896]	0.00107	0.754 [0.642, 0.886]	0.000599	0.758 [0.637, 0.901]	0.0017

Fuente: elaboración propia en base a datos del CIS.

Conclusión de validez. En conjunto, los resultados apoyan (a) validez convergente: electofilia se asocia a mayor cercanía/simpatía, mayor propensión a votar y mayor congruencia recuerdo–intención; y (b) validez discriminante: no parece ser un mero artefacto de baja calidad de respuesta ni de desconocimiento político medido por reconocimiento de líderes y tasa de NS/NC en ítems comunes.

Código reproducible (Python)

```
import pandas as pd

import numpy as np

import statsmodels.api as sm

# ---------- helpers ----------

def fix_weight(series):
```

```
    # PESO viene con coma decimal en estos CSV
    if series.dtype == object:
        return (series.astype(str)
                .str.replace(",", ".", regex=False)
                .replace("nan", np.nan)
                .astype(float))
    return series.astype(float)
def clean_party(s):
    # Códigos especiales (según cuestionario): "otro", blanco, nulo, no votaría, NS/NC
    specials = {8995, 8996, 9977, 9997, 9998, 9999}
    return s.where(~s.isin(specials), np.nan)
def prepare(df, study_name):
    df = df.copy()
    df["study"] = study_name
    # Peso
    df["w"] = fix_weight(df["PESO"]) if "PESO" in df.columns else 1.0
    # Electofilia: 9993 en INTENCIONGALTER (voto alternativo)
    df["electo"] = (df["INTENCIONGALTER"] == 9993).astype(int)
    # Universo elegible: quienes tienen INTENCIONGALTER informado
    df["eligible"] = df["INTENCIONGALTER"].notna().astype(int)
    # Convergente: cercanía/simpatía (1 si tiene partido; 0 si ninguno/NS/NC)
    df["has_cercania"] = np.where(df["CERCANIA"].isin([9997, 9998, 9999]), 0, 1)
    df.loc[df["CERCANIA"].isna(), "has_cercania"] = np.nan
    df["has_simpatia"] = np.where(df["SIMPATIA"].isin([9997, 9998, 9999]), 0, 1)
    df.loc[df["SIMPATIA"].isna(), "has_simpatia"] = np.nan
    # PROBVOTO (0–10; 98/99 faltantes)
    df["probvoto"] = df["PROBVOTO"].where(~df["PROBVOTO"].isin([98, 99]), np.nan)
    # Congruencia recuerdo–intención
```

```
    df["intencion_clean"] = clean_party(df["INTENCIONG"])

    df["recuerdo_clean"]  = clean_party(df["RECUVOTOG"])

    df["congruence"] = (df["intencion_clean"] == df["recuerdo_clean"]).astype(float)

    df.loc[df["intencion_clean"].isna() | df["recuerdo_clean"].isna(), "congruence"] = np.nan

    # Discriminante: conocimiento de líderes (0–4)

    leader_cols = [c for c in df.columns if c.startswith("LIDERESCONOCE_")]

    df["leader_kn"] = df[leader_cols].apply(lambda r: np.sum(r == 1), axis=1)

    df.loc[df[leader_cols].isna().all(axis=1), "leader_kn"] = np.nan

    # Discriminante: tasa NS/NC en ítems comunes (tratamos {8,9,98,99} como NS/NC)

    common_items = [v for v in ["P1","P2","P3","ECOPER","ECOESP","PROBVOTO","ESCIDEOL"] if v in
df.columns]

    def is_ns_nc(x):

        return x in [8, 9, 98, 99]

    df["nsnc_count"] = df[common_items].apply(

        lambda r: np.sum([is_ns_nc(x) for x in r if pd.notna(x)]), axis=1

    )

    df["nsnc_denom"] = df[common_items].notna().sum(axis=1)

    df["nsnc_rate"] = df["nsnc_count"] / df["nsnc_denom"]

    df.loc[df["nsnc_denom"] == 0, "nsnc_rate"] = np.nan

    # Controles

    df["female"] = (df["SEXO"] == 2).astype(int)

    return df

def wavg(x, w):

    m = ~x.isna()

    return np.average(x[m], weights=w[m]) if m.any() else np.nan

def descriptives(df):

    out = {}

    for g, name in [(0, "No 9993"), (1, "9993")]:
```

```
        sub = df[df["electo"] == g]
        w = sub["w"]
        out[name] = dict(
            N=len(sub),
            pr_cercania=wavg(sub["has_cercania"], w),
            pr_simpatia=wavg(sub["has_simpatia"], w),
            mean_probvoto=wavg(sub["probvoto"], w),
            mean_leader=wavg(sub["leader_kn"], w),
            mean_congruence=wavg(sub["congruence"], w),
            mean_nsnc=wavg(sub["nsnc_rate"], w),
        )
    return out

def fit_glm(df, predictors):
    # Logit ponderado con SE robustos HC1
    X = df[predictors].copy()
    y = df["electo"]
    ok = (~X.isna().any(axis=1)) & (y.notna())
    X = sm.add_constant(X[ok])
    y = y[ok]
    w = df.loc[ok, "w"]
    model = sm.GLM(y, X, family=sm.families.Binomial(), freq_weights=w)
    return model.fit(cov_type="HC1")

def or_ci(res):
    b = res.params
    se = res.bse
    lo = b - 1.96 * se
    hi = b + 1.96 * se
    tab = pd.DataFrame({
```

```
      "OR": np.exp(b),
      "CI_low": np.exp(lo),
      "CI_high": np.exp(hi),
      "p": res.pvalues
    })
    return tab
# ---------- load ----------
df3431 = pd.read_csv("3431.csv", sep=";", engine="python")
df3441 = pd.read_csv("3441.csv", sep=";", engine="python")
d3431 = prepare(df3431, "CIS3431")
d3441 = prepare(df3441, "CIS3441")
pooled = pd.concat([d3431, d3441], ignore_index=True)
eligible = pooled[pooled["eligible"] == 1].copy()
eligible["study3441"] = (eligible["study"] == "CIS3441").astype(int)
# ---------- Table 1: descriptives ----------
desc = descriptives(eligible)
print(desc)
# ---------- Table 2: models ----------
# Modelo 1 (convergente)
m1 = fit_glm(eligible, ["has_cercania","probvoto","female","EDAD","study3441"])
print(or_ci(m1).loc[["has_cercania","probvoto","female","EDAD","study3441"]])
# Modelo 2 (discriminante)
m2 = fit_glm(eligible, ["leader_kn","nsnc_rate","female","EDAD","study3441"])
print(or_ci(m2).loc[["leader_kn","nsnc_rate","female","EDAD","study3441"]])
# Modelo 3 (combinado)
m3 = fit_glm(eligible,
["has_cercania","probvoto","congruence","leader_kn","nsnc_rate","female","EDAD","study3441"])
print(or_ci(m3).loc[["has_cercania","probvoto","congruence","leader_kn","nsnc_rate","female","EDAD","study3
441"]])
```

Código reproducible en R (survey + svyglm)

```
library(haven)
library(dplyr)
library(survey)

# Cargar datos
d3431 <- read.csv("3431.csv", sep=";")
d3441 <- read.csv("3441.csv", sep=";")

prepare <- function(df, study){
  df %>%
    mutate(
      study = study,
      peso = as.numeric(gsub(",", ".", PESO)),
      electo = ifelse(INTENCIONGALTER == 9993, 1, 0),
      eligible = !is.na(INTENCIONGALTER),
      has_cercania = ifelse(CERCANIA %in% c(9997,9998,9999), 0, 1),
      probvoto = ifelse(PROBVOTO %in% c(98,99), NA, PROBVOTO),
      female = ifelse(SEXO == 2, 1, 0)
    )
}

d3431 <- prepare(d3431, "3431")
d3441 <- prepare(d3441, "3441")

df <- bind_rows(d3431, d3441) %>% filter(eligible)

design <- svydesign(
  ids = ~1,
  weights = ~peso,
  data = df
)

# Modelo convergente
m1 <- svyglm(electo ~ has_cercania + probvoto + EDAD + female + study,
           design = design, family = quasibinomial())

summary(m1)

# Modelo discriminante
m2 <- svyglm(electo ~ LIDERESCONOCE_1 + LIDERESCONOCE_2 +
                    LIDERESCONOCE_3 + LIDERESCONOCE_4 +
                    EDAD + female + study,
           design = design, family = quasibinomial())

summary(m2)
```

CONFLICTO DE INTERESES

El autor declara no tener conflictos de interés.